

Pedro Gabriel Eduard Valera Milward Meiners

Produção Agrícola no Brasil: Análise via Função de Produção e Regressão Quantílica

Brasília – Distrito Federal

2019

Pedro Gabriel Eduard Valera Milward Meiners

Produção Agrícola no Brasil: Análise via Função de Produção e Regressão Quantílica

Trabalho de conclusão de curso apresentado
à Universidade de Brasília, para a obtenção
do bacharelado em Ciências Econômicas.

Universidade de Brasília – UnB

Faculdade de Economia, Contabilidade e Administração

Orientador: Marcelo Oliveira Torres

Brasília – Distrito Federal

2019

*Este trabalho é dedicado a minha vó Elisabeth que,
por quase cinco anos, me recebeu em sua casa,
possibilitando a realização desse sonho.*

Agradecimentos

Agradeço pelo apoio na construção desse trabalho meus amigos do CAFIS, em especial Felipe Rodrigues de Almeida, que me auxiliou em problemas matemáticos e Juliana Loureiro que corrigiu minha escrita caótica, e meu orientador Marcelo Torres.

Resumo

Este trabalho procura analisar as elasticidades produção e a existência de ganhos de escala na produção agropecuária do Brasil. Para tanto, utilizam-se dados do Censo Agropecuário Brasileiro de 2006, separados em cinco classes de área, o que permite a identificação de diferenças de produtividade associadas ao tamanho de propriedades agrícolas. São investigadas as seguintes variáveis: terra, trabalho familiar, insumos comprados e capital fixo. O estudo faz uso do método de regressão quantílica para investigar a existência de heterogeneidade na distribuição dos dados e também verificar como cada fator produtivo se comporta com o crescimento da produção agropecuária. O trabalho conclui que existem ganhos de escala não aproveitados dentro das menores propriedades agrícolas no país, assim como verifica um uso ineficiente do fator terra na maioria das classes observadas.

Palavras-chave: Regressão Quantílica. Tamanho de Propriedade. Elasticidade Produção. Ganhos de Escala.

Abstract

This work seeks to interpret the output elasticities and the existence of economies of scale in Brazilian agricultural production. For this purpose, data from the 2006 Brazilian Agricultural Census are used. This set is separated into five area classes, which allows the identification of productivity differences associated with farm size. The following variables are investigated: land, family labor, purchased inputs and fixed capital. The study uses the quantile regression method to investigate the existence of heterogeneity in the distribution of data and also to verify how each productive factor behaves in contrast with the growth of agricultural production. The study concluded that there are unemployed economies of scale within the smallest agricultural properties in the country, also there is an inefficient use of the land factor in most of the observed classes.

Keywords:Quantile Regression. Farm Size. Output Elasticity. Economies of Scale.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Densidades das Variáveis	36
Figura 2 – Betas Quantílicos contra MQO	63
Figura 3 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 0 a 5he	64
Figura 4 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 5 a 20he	64
Figura 5 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 20 a 100he	65
Figura 6 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 100 a 500he	65
Figura 7 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 500he ou mais	66

Lista de tabelas

Tabela 1 – Distribuição de Área e Produção por classe de área de propriedade agrícola	21
Tabela 2 – Testes de significância para modelos aninhados	39
Tabela 3 – Resultado das Regressões para o modelo agregado	40
Tabela 4 – Elasticidades médias e TMST's médias	41
Tabela 5 – Elasticidades medias da classe de 0 a 5 hectares	43
Tabela 6 – Elasticidades medias e TMST's da classe de 5 a 20 hectares	44
Tabela 7 – Elasticidades médias e TMST's para a classe de 20 a 100 hectares	44
Tabela 8 – Elasticidades médias para a classe de 100 a 500 hectares	45
Tabela 9 – Elasticidades médias e TMST's para propriedades de mais de 500 hectares	46
Tabela 10 – Elasticidades médias e TMQS's para cada classe no quantil 0,9	47
Tabela 11 – Resultado das Regressões para a classe 0 a 5he	57
Tabela 12 – Resultado das Regressões para a classe 5 a 20he	58
Tabela 13 – Resultado das Regressões para a classe 20 a 100he	59
Tabela 14 – Resultado das Regressões para a classe 100 a 500he	60
Tabela 15 – Resultado das Regressões para a classe 500he ou mais	61

Lista de abreviaturas e siglas

RQ	Regressão Quantílica
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PTF	Produtividade Total dos Fatores
TMST	Taxa Marginal de Substituição Técnica

Lista de símbolos

γ	gama
ρ	rho
θ	theta
α	alpha
β	beta
ω	omega
\in	pertence
σ	sigma
∂	delta
ψ	psi

Sumário

	Introdução	21
I	MODELAGEM TEÓRICA	23
1	MODELAGEM	25
1.1	Função Produção	25
1.2	Regressão Quantílica	26
1.3	Teste para heterocedasticidade	28
II	DADOS	29
2	MONTAGEM DA VARIÁVEIS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	31
2.1	Produção e insumos	31
2.1.1	Terra	31
2.1.2	Insumos Comprados	31
2.1.3	Trabalho Familiar	32
2.1.4	Capital Fixo	32
2.1.4.1	Animais	32
2.1.4.2	Maquinário	33
2.1.4.3	Plantações Permanentes	34
2.1.4.4	Indexador de Capital Fixo	34
2.2	Variáveis de Controle e Variáveis Omitidas	35
2.3	Comportamento dos Dados	35
III	RESULTADOS	37
3	RESULTADOS E TESTES	39
3.1	Produção Agregada	39
3.2	Análise para diferentes grupos de área	42
3.2.1	Classe de área de 0 a 5 hectares	42
3.2.2	Classe de área de 5 a 20 hectares	43
3.2.3	Classe de área de 20 a 100 hectares	44
3.2.4	Classe de área de 100 a 500 hectares	45
3.2.5	Classe de área 500 hectares ou mais	45
3.3	Comparação entre Classes	46

4	CONCLUSÕES	49
	REFERÊNCIAS	51
	APÊNDICES	53
	APÊNDICE A – PROBLEMA DE MINIMIZAÇÃO DA REGRES- SÃO QUANTÍLICA	55
	APÊNDICE B – TABELAS DE COEFICIENTES	57
	APÊNDICE C – ANÁLISE GRÁFICA	63

Introdução

A agropecuária no Brasil tem apresentado crescimentos significativos nas décadas passadas, alcançando uma expansão de 13% no ano de 2017 e representando 4,56% do PIB do país. Ao se apoiar no crescimento agropecuário, o país foi capaz de gerar crescimento de 1% no mesmo ano. A expansão da produtividade agrícola foi essencial para o país, que cresceu em população 303% de 1950 a 2017, mas expandiu a área cultivada em 50,8% no mesmo período. Surge então a necessidade de analisar quais são os principais fatores produtivos da agropecuária brasileira e, principalmente, o quão bem a terra esta sendo utilizada.

A produtividade agrícola brasileira tem sido foco de diversas pesquisas acadêmicas nos últimos anos, com expressivo enfoque na investigação da produtividade total dos fatores (PTF) em trabalhos como (GASQUES et al., 2010), (MOREIRA; HELFAND; FIGUEIREDO, 2007), (HELFAND; MOREIRA; FIGUEIREDO, 2011) e (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018). Este último inova ao propor a análise da produção separando os estabelecimentos agropecuários por classes de área. Outros trabalhos exploram as produtividades marginais de cada fator e a existência de ganhos crescentes de escala como abordado em (FELEMA; RAIHER; FERREIRA, 2013).

Esses artigos falham em ou reconhecer ou implementar uma forma de regressão que permita investigar a não homogeneidade presente na produção agrícola. (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018) reconhece essa heterogeneidade, como exposto abaixo na Tabela 1 disponibilizada pelos autores. A partir dela, é possível observar, por exemplo, que propriedades de 500 ou mais hectares, embora possuam 56% da terra e produzam 36% do produto, representam apenas 2% da amostra.

Tabela 1 – Distribuição de Área e Produção por classe de área de propriedade agrícola

Classe de Estabelecimentos, Área, valor da produção por classe: Brasil, 2006.						
Classe de área(he)	Número de estabelecimentos	Área em hectares(he)	Produção em 1000 R\$	Estab. Porcentual	Área do Total	Prod.
0-5	1,840,807	3,313,885	11,434,903	0.36	0.01	0.07
5-20	1,373,142	14,774,658	23,470,720	0.27	0.04	0.14
20-100	1,234,802	52,604,220	36,170,441	0.24	0.16	0.22
100-500	370,130	75,603,795	32,286,484	0.07	0.23	0.20
500-	101,736	187,383,487	59,584,360	0.02	0.56	0.36
Brazil	5,175,636	333,680,037	163,986,295	1.00	1.00	1.00

Fonte: Rada et. al.; Calculado a partir do Censo Agropecuário de 2006 - IBGE

Esse padrão heterogêneo é levado em consideração através da estimação de funções de produção para cada classe de tamanho de propriedade. Contudo, dentro de cada classe,

é assumido que os produtores são homogêneos quanto a características tecnológicas. Nesse contexto, essa monografia investiga se dentro de cada classe essa heterogeneidade persiste ou se os estabelecimentos podem ser, de fato, considerados homogêneos.

Na tentativa de averiguar os padrões presentes no artigo de (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018), este trabalho pretende estimar diferentes funções de produção agrícolas para as cinco classes de área, assim podendo apontar as diferenças de produtividade entre diferentes classes usando o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Além disso, para verificar a existência ou não de heterogeneidade dos fatores dentro de cada classe de área, utiliza-se o método de regressão quantílica (RQ) (KOENKER; BASSETT, 1978). Essa diferenciação em quantis mostra-se necessária quando existe heterogeneidade na distribuição dos fatores (terra, capital, trabalho, ...) e onde a regressão pela média considerando toda amostra pode super- ou subestimar a produtividade dos fatores das firmas menores e maiores (TORRES, 2004).

Parte I

Modelagem Teórica

1 Modelagem

1.1 Função Produção

Em conformidade com (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018), assume-se que a produção agrícola segue forma funcional translog, onde são usadas como variáveis observáveis os logaritmos naturais das quantidades empregadas de capital, trabalho, terra e insumos consumidos na produção representados pelo vetor X_{kci} , onde $k = 1, \dots, 4$ para as propriedades de classe c no município i , e u_{it} é o erro i.i.d. Não se considera que haja retornos constantes de escala, logo, os coeficientes independentes não necessariamente somam um e os de interação somam zero. Sendo assim, pode-se seguir o artigo seminal (BERNDT; CHRISTENSEN, 1973), o qual define essa função como:

$$Y_{ci} = \alpha_0 + \alpha_A A + \sum_{k=1}^4 \beta_k X_{kci} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^4 \sum_{h=1}^4 \gamma_{kh} X_{kci} X_{hci} + \frac{1}{2} \gamma_{AA} A^2 + \sum_{h=1}^4 \gamma_{Ah} A X_{hci} + u_{it} \quad (1.1)$$

Todas as variáveis X , Y e A estão em forma logarítmica. A representa a tecnologia do tipo Hicks-neutra, implica-se que $\alpha_A = 1$, $\gamma_{AA} = 0$ e $\gamma_{Ah} = 0$. A função produção então colapsa para:

$$Y_{ci} = \alpha_0 + A + \sum_{k=1}^4 \beta_k X_{kci} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^4 \sum_{h=1}^4 \gamma_{kh} X_{kci} X_{hci} + u_{it} \quad (1.2)$$

Como descrito em (BERNDT; CHRISTENSEN, 1973), é possível simplificar 1.2 subtraindo da função produção o termo tecnológico A tal que $F_{ci} = Y_{ci} - A$. Onde $F(X_k)$ representa o insumo agregado F , que posteriormente é transformado pela tecnologia A em produto Y .

$$F_{ci} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^4 \beta_k X_{kci} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^4 \sum_{h=1}^4 \gamma_{kh} X_{kci} X_{hci} + u_{it} \quad (1.3)$$

Note que as elasticidades produto de Y e F são idênticas, logo tal simplificação não afeta o objeto de análise:

$$\psi_{X_k} = \frac{\partial F_{ci}}{\partial X_{kci}} = \frac{\partial Y_{ci}}{\partial X_{kci}} = \beta_k + \gamma_{kk} X_{kci} + \sum_{h=1}^4 \gamma_{kh} X_{hci} \quad (1.4)$$

A Taxa Marginal de Substituição Técnica pode ser obtida a partir de 1.4, ao se dividir e utiliza a regra da cadeia seguindo a seguinte fórmula:

$$\frac{\psi_{X_k}}{\psi_{X_j}} = \frac{\frac{\partial F_{ci}}{\partial X_{kci}}}{\frac{\partial F_{ci}}{\partial X_{kci}}} = \frac{\partial F_{ci}}{\partial X_{kci}} * \frac{\partial X_{jci}}{\partial F_{ci}} = \frac{\partial X_{jci}}{\partial X_{kci}} = -TMST_{(k,j)} \quad (1.5)$$

A função produção de logaritmo transcendental, também conhecida como translog, apresenta vantagens em comparação à mais usual Cobb-Douglas, visto que a primeira não assume uma separação entre o uso de insumos no processo produtivo. Outro fator interessante da função translog são suas elasticidades não-constantes já que dependem dos valores X_{kci} , como pode ser observado em 1.4.

Sabendo que a Função Cobb-Douglas trata-se de um caso especial da função translog, é possível verificar a significância dos estimadores quadráticos usando um teste de Wald para modelos aninhados.

1.2 Regressão Quantílica

O modelo de regressão quantílica, primeiramente proposto por (KOENKER; BASSETT, 1978), possibilita a análise de produtividade levando em conta a heterogeneidade dos efeitos de variações nos fatores explicativos na variável dependente. No caso específico dessa monografia, esse método permite diferenciar os coeficientes estimados da função de produção frente às classes de valor da produção dividido em quantis.

Mais especificamente, o método de regressão quantílica (RQ) propõe a minimização da soma absoluta dos resíduos, permitindo a estimação dos parâmetros em quantis θ (e.g., 1º quartil $\theta = 0.25$, mediana $\theta = 0.5$, 3º quartil $\theta = 0.75$), em contraste com o método de MQO, que estima os parâmetros sobre a média. Dividindo a amostra dessa forma, a regressão se torna menos sensível a desvios extremos os quais podem surgir quando a amostra é heterogênea (TORRES, 2004).

A RQ utiliza um conjunto de parâmetros $\hat{\beta}(\theta)$ que resolvem o seguinte problema (KOENKER; BASSETT, 1978):

$$\min_b \left[\sum_{(i|y_i > x_i^* \beta)} \theta |y_i - x_i^* \beta| + \sum_{(i|y_i < x_i^* \beta)} (1 - \theta) |y_i - x_i^* \beta| \right] \quad (1.6)$$

ou

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho_{\theta}(y_i - x_i^* \beta) \quad \text{onde} \quad \rho_{\theta}(u) = u(\theta - I(u < 0)) \quad (1.7)$$

Esta equação 1.7 é uma função linear em trecho demonstrada em (KOENKER, 2005). Para efetuar a otimização do problema, a literatura sugere simplificar 1.6 para 1.8 ¹.

$$\min_b \left[\sum_{(t)} \left(\theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \text{sign}(y_i - x_i \beta) \right) (y_i - x_i \beta) \right] \quad (1.8)$$

A condição de primeira ordem do problema é:

$$\sum_{(t)} \left(\theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \text{sign}(y_i - x_i \hat{\beta}) \right) (x_i) = 0 \quad (1.9)$$

Onde $\hat{\beta}$ apenas possui forma implícita e $\theta \in (0, 1)$. De forma mais concisa, o modelo pode ser escrito como:

$$y_i = x_i \beta_\theta + e_{\theta i} \quad (1.10)$$

$$Q_{y_i}(\theta | x_i) = x_i \beta_\theta \quad (1.11)$$

$$Q_{e_{\theta i}}(\theta | x_i) = 0 \quad (1.12)$$

A equação 1.11 pode ser compreendida como o quantil θ de y_i , o que condiciona as variáveis explicativas x_i . O parâmetro $\beta_{\theta i} = \frac{\delta \text{Quant}(y_i | x_i)}{\delta x_i}$ deve ser interpretado como a variação marginal no theta-ésimo quantil de y_i dado uma mudança marginal em x_i .

O problema de minimização para vários quantis simultâneos é expresso por:

$$\min_{(\alpha, \beta)} \sum_{k=1}^q \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m \omega_k \rho_{\theta_k}(y_i - x_i \beta(\theta_k)) \quad (1.13)$$

Na qual $\rho_\theta(u)$ é definido por 1.7, e ω_k são pesos para controlar a influência dos q quantis $\{\theta_1, \dots, \theta_q\}$ na estimação dos parâmetros α_i . Substituindo a versão matricial da equação 1.3 em 1.13, encontra-se a equação a ser estimada.

Para o modelo de regressão quantílica, o uso de um coeficiente de determinação, R^2 , não pode ser realizado por vias usuais. Em (KOENKER; MACHADO, 1999), é desenvolvido um método específico para regressão quantílica usando um pseudo- R^2 , ao comparar a soma dos desvios do modelo de interesse com a do modelo restrito no que concerne apenas o intercepto. Assim toma-se a fórmula:

$$R^1 = 1 - \frac{\sum_{(i|y_i > x_i \beta)} \theta |y_i - x_i \beta| + \sum_{(i|y_i < x_i \beta)} (1 - \theta) |y_i - x_i \beta|}{\sum_{(i|y_i > \bar{y})} \theta |y_i - \bar{y}| + \sum_{(i|y_i < \bar{y})} (1 - \theta) |y_i - \bar{y}|} \quad (1.14)$$

¹ A forma como essa simplificação é feita não foi encontrada nos artigos citados, portanto, é demonstrada no Apêndice A.

1.3 Teste para heterocedasticidade

Parte do trabalho visa checar a existência de diferenças entre as curvas geradas pela regressão quantílica, para tanto, usa-se o teste de desvio localizacional dos estimadores, desenvolvido em (KOENKER; BASSETT, 1982a). Neste, os autores propõem o uso de um teste de Wald afim de verificar se o coeficiente estimado em θ_1 é estatisticamente diferente do mesmo gerado usando um outro θ_2 .

Pressupõe-se, então, que o modelo é composto pela seguinte função de regressão, que em forma matricial é representada por:

$$Q_{Y_i}(\theta|X_i) = \beta_\theta X_i \quad (1.15)$$

Sendo θ_1 e θ_2 dois quantis diferentes para a mesma função, pretende-se verificar se as curvas β_{θ_1} e β_{θ_2} geradas nestes dois modelos são estatisticamente distintas. Logo, a hipótese nula é dada por:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_{\theta_1} - \beta_{\theta_2} &= (Q_1(\theta_1) - Q_2(\theta_1)) - (Q_1(\theta_2) - Q_2(\theta_2)) \\ &= (Q_1(\theta_1) - Q_1(\theta_1)) - (Q_2(\theta_2) - Q_2(\theta_2)) \\ &= 0 \end{aligned}$$

Portanto, basta testar

$$T_n = \frac{\hat{\beta}_{\theta_1} - \hat{\beta}_{\theta_2}}{\hat{\sigma}(\theta_1, \theta_2)} \quad (1.16)$$

O termo $\hat{\sigma}(\theta_1, \theta_2)$ deve ser interpretado como a variância assintótica de $\hat{\beta}_{\theta_1} - \hat{\beta}_{\theta_2}$ ².

Devido a complexidade do modelo translog, opta-se pelo uso do teste conjunto de heterocedasticidade desenvolvido em (KOENKER; BASSETT, 1982b), uma vez que ele compara a coleção de todas as variáveis em detrimento de uma análise termo a termo, oferecida pelo primeiro teste³.

² Para mais informações em como obter essa estimativa, ler (KOENKER, 2005).

³ O teste generalizado utiliza da mesma ferramenta de Wald para obter seus resultados, a demonstração dele é mais complexa, e se torna redundante visto que é apenas a forma matricial do teste mais simples.

Parte II

Dados

2 Montagem da Variáveis e Estatísticas Descritivas

2.1 Produção e insumos

Com intuito de representar a produção, usa-se o valor da produção por município quanto à classe de área de propriedade no ano fornecido pelo Censo Agropecuário de 2006¹. Observa-se que a produção não foi indexada de nenhuma forma, podendo, então, apresentar valores diferentes para o mesmo produto em municípios distintos.

As variáveis independentes são construídas a partir de dados por município e por classe para área, número de familiares do proprietário não-remunerados trabalhando no estabelecimento, quantidade de animais em estoque em 31/12/2006, maquinário disponível, número de plantas de cultivo permanente e despesas com insumos.

2.1.1 Terra

No tocante da variável terra, segue-se a abordagem proposta por (HAYAMI; RUTTAN, 1988), a qual não considera terra como apenas o local onde a produção ocorre, como também um representante de investimentos passados para formação de um capital de longo prazo.

Essa variável é então considerada no modelo como a quantidade total de terra disponível nos estabelecimentos rurais. Um melhor indexador, ainda, seria usar – como em (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018) – multiplicadores ou pesos para cada tipo de terra, usando as áreas em cultivo permanente, cultivo de lavoura, pasto natural e pasto plantado. Entretanto, os indexadores particulares aos tipos propostos neste artigo não foram encontrados e, por isso, optou-se pelo modelo mais simplificado, que considera a quantidade total de hectares.

2.1.2 Insumos Comprados

Para construção da variável de insumos comprados, fez-se uso de dados monetários das despesas realizadas no ano. Estão disponíveis dados para 20 variáveis de gastos, dentre as quais as mais importantes são: salários pagos a empregados e familiares do produtor (19,6%), adubos (15,8%), agrotóxicos (12%), compra de animais (8,19%), sal e rações (6,9%), combustíveis (5,7%), energia elétrica (5,5%), corretivos de solo (4%) e demais itens somando (22%).

¹ Todos os dados apresentados foram retirados do Censo, a não ser quando declarado o contrário

Assim como para a produção, não foram encontrados dados para preços individuais dos insumos, devendo assumir assim que estes possuem preços homogêneos no espaço, o que traz uma deformação para regiões do país onde eles devem ser mais caros em relação a regiões que apresentam menores custos. A variável é, então, o total dispendido no ano em mil reais.

2.1.3 Trabalho Familiar

O trabalho remunerado já é contabilizado na variável de insumos comprados, porém, o uso de mão de obra familiar – principalmente nas propriedades de menor tamanho – exerce influência significativa na produção agrícola brasileira, onde 62% da mão-de-obra possui laço de parentesco com o produtor. Por este viés, para cada classe (0 a 5 hectares, 5 a 20, 20 a 100, 100 a 500 e mais de 500 hectares), essa porcentagem é respectivamente 81%, 75%, 65%, 28% e 15%. Mostrando que esse dado é significativo, inclusive, entre os maiores proprietários.

A fórmula apresentada em (MOREIRA; HELFAND; FIGUEIREDO, 2007) é utilizada para o cálculo de um índice o qual pondera o número de homens e mulheres pelo tempo de trabalho médio fornecido pela Pnad. Moreira et. al. (Ibid.) supõe que os menores de 14 anos trabalhem em média metade do tempo de um adulto nesse cálculo. É importante ressaltar que esses índices foram retirados diretamente do artigo e não sofreram alterações. Os valores utilizados são 1 para homens, 0,75 para mulheres, e 0,5 para menores de 14 anos. Logo, o indexador de trabalho familiar é dado por:

$$Trabalhadores = 0,5 * Jovens + 0,75 * Mulheres + Homens$$

2.1.4 Capital Fixo

A fim de estimar o estoque capital fixo foram usados dados de quantidade de animais, quantidade de maquinário, e quantidade de plantas permanentes em cada município por classe. A forma de como esses dados foram agregados é explicada subseqüentemente.

2.1.4.1 Animais

Como descrito por (HAYAMI; RUTTAN, 1988) “animais representam uma forma de acumulação interna de capital”, isto é, a presença de um animal implica na existência de infraestrutura para manter, engordar, reproduzir, abater e colher a produção de seus derivados, e.g., leite, ovos, adubos. Suas implicações vão além: eles são utilizados como ‘maquinário orgânico’ – ao produzirem seus derivados – e, por vezes, como força de tração. A adequação de animais como capital fixo, portanto, se torna justificável.

Com o propósito de estimar o valor de estoque animal deve-se assumir que um produtor abata um animal quando o valor de sua carne P_c seja, ao menos, igual ao benefício de mantê-lo vivo, ou seja, sua produtividade em questões de derivados e de engorda Y_c menos o custo de manter o animal vivo C_c . Isto é, no equilíbrio:

$$P_c = Y_c - C_c \quad (2.1)$$

Um produtor irá, então, decidir abater um animal ou não até alcançar esse equilíbrio. Assumindo que o estoque de animais em 31/12/2006 esteja nesta configuração, pode-se estimar o valor dos animais em estoque com base no valor do total de animais abatidos por município quanto à classe, usando a seguinte fórmula:

$$V_{ei} = N_e * \frac{V_{ai}}{N_{ai}} \quad e \quad V_{ei} = N_{ei} * \frac{\sum_i V_{ai}}{\sum_i N_{ai}} \quad (2.2)$$

A segunda equação foi utilizada para municípios onde não houve abatimento desse tipo de animal. O termo V_{ei} trata-se do valor de estoque de animais para o município i ; V_{ai} é o valor de animais abatidos no município i ; N_{ei} é o número o daqueles em estoque no dia 31/12/2006 no município i ; e N_{ai} refere-se ao número de animais abatidos ao longo do ano no município i . Foram usados dados para porcos, bovinos e galinhas. Ainda foram calculados valores para cada classe de área dentro de cada município. Ao final, os três índices são somados para construção do indexador de valor total de animais.

2.1.4.2 Maquinário

Obtém-se a variável de maquinário de forma semelhante a (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018) e (MOREIRA; HELFAND; FIGUEIREDO, 2007), os dados fornecidos pelo censo são: número de tratores com menos de 100 cavalos e com mais de 100 cavalos, número de caminhões e de utilitários, número de diversas máquinas e implementos agrícolas (arados, colheitadeiras, adubadeiras...).

Para agregar todos essas máquinas em um só tipo, usa-se dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA) de São Paulo, que disponibiliza a média mensal dos preços de maquinário agrícola. Os dados estão disponíveis apenas a partir do mês de janeiro de 2018, portanto assume-se que a proporção dos valores são as mesmas. Todos os quantis de máquinas foram então multiplicados pelo seu preço de mercado e divididos pelo preço de um trator de mais de 100 cavalos e, posteriormente, somados. Logo, o índice entrega o número de máquinas em tratores de mais de 100 cavalos de potência.

2.1.4.3 Plantações Permanentes

A existência de plantações permanentes, assim como a terra, implica em um investimento passado feito pelo agricultor visando um ganho futuro. Usando o método proposto em (BUTZER; MUNDLAK; LARSON, 2012) e refinado em (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018). No equilíbrio de longo prazo o custo de investimento em plantações permanentes é igual ao valor presente da esperança de receita, menos os custos de manutenção da planta, dado pela equação 2.3 abaixo.

$$I = VPL[E(Y_p - C_p)] \quad (2.3)$$

Para Butzer et. al. (Ibid.) esse custo é equivalente a 80% da receita. Porém, no presente estudo, é seguido Rada et. al. (Ibid.) que o considera como 65% da receita. Portanto construímos o índice utilizando dados de produção de 17 diferentes culturas no ano de 2006, assume-se que todas as culturas estão na metade de sua vida útil, valores para idade produtiva de cada cultura são retirados de Butzer et. al. (Ibid.). Considera-se que as culturas geram a mesma receita todos os anos ($0,35 * Produção_{2006}$). Por fim, calcula-se o valor presente líquido dessa produção a uma taxa juros de 6%.

$$VPL_p = \sum_{n=1}^{t/2} \frac{0,35 * Y_{p_t}}{(1 + 0,06)^t} \quad (2.4)$$

2.1.4.4 Indexador de Capital Fixo

Ao fim da construção da variável de capital tem-se três variáveis com dados distintos: número de máquinas relativas em tratores de mais de 100cv, valor esperado do estoque de animais se abatidos e valor presente líquido da produção de culturas permanentes. Para agregar essas variáveis usa-se o mesmo método de Rada et. al. (Ibid.). Roda-se, então, uma regressão MQO entre o valor da produção e as variáveis de capital. Tanto o valor da produção quanto as variáveis de capital são padronizadas em relação as respectivas médias. Os coeficientes dessa regressão, também chamados de coeficientes beta são somados em termos regionais e esta soma se torna a variável capital agregada.

Mais especificamente, para padronizar variáveis basta subtrair a sua média e dividi-la pelo seu desvio padrão, gerando um processo MQO que produz os ‘pesos’ em desvios padrões de cada variável.

$$\begin{aligned} Y_i &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_m M + \hat{\beta}_b B + \hat{\beta}_p P + e_i \\ Y_i - \bar{Y} &= \hat{\beta}_m (M - \bar{M}) + \hat{\beta}_b (B - \bar{B}) + \hat{\beta}_p (P - \bar{P}) + e_i \\ \frac{Y_i - \bar{Y}}{\hat{\sigma}_y} &= \left(\frac{\hat{\sigma}_m}{\hat{\sigma}_y} \right) \hat{\beta}_m \left[\frac{M - \bar{M}}{\hat{\sigma}_m} \right] + \left(\frac{\hat{\sigma}_b}{\hat{\sigma}_y} \right) \hat{\beta}_b \left[\frac{B - \bar{B}}{\hat{\sigma}_b} \right] + \left(\frac{\hat{\sigma}_p}{\hat{\sigma}_y} \right) \hat{\beta}_p \left[\frac{P - \bar{P}}{\hat{\sigma}_p} \right] + \frac{e_i}{\hat{\sigma}_y} \end{aligned}$$

Onde, M, B e P representam os fatores de maquinário, animais e plantações permanentes respectivamente.

Tem-se, portanto, os ‘beta coeficientes’ como $(\hat{\sigma}_k/\hat{\sigma}_y)$ vezes o coeficiente normal. Subsequentemente cada ‘beta coeficiente’ foi normalizado dividido-os pela soma de todos. Foram produzidos pesos pra as três variáveis a nível nacional e a nível regional. Porém, devido a estrutura de produção do Centro-Oeste os pesos para esta região não são positivos para a variável de plantações permanentes, provavelmente puxados pela alta produção de soja – que emprega mais maquinário – e pelo clima e solo menos propícios às culturas permanentes contabilizadas. Neste caso optou-se pelo uso do peso nacional nesta região.

Os pesos padronizados são (0,612; 0,61; 0,227) para o Brasil; (1; 0,0229; -0,0229) para o Centro-Oeste; (0,64; 0,024; 0,336) para o Nordeste; (0,421; 0,319; 0,26) para o Norte; (0,487; 0,19; 0,322) para o Sudeste; e (0,5; 0,291; 0,209) para o Sul. Nas variáveis de maquinário, animais e plantas respectivamente.

2.2 Variáveis de Controle e Variáveis Omitidas

As variáveis de controle empregadas são para efeitos climáticos dados em (ROCHA; SOARES, 2015). Neste caso, foram usadas as médias de temperatura e precipitação no ano de 2007 para cada município, assume-se então que o padrão climático de 2007 é similar ao de 2006.

Entre as principais variáveis omitidas estão o tipo de solo – pois a necessidade de uso de fertilizantes, máquinas e adubos estão atreladas a esta podendo causar uma subestimação do efeito de uso de capital e insumos em terras mais férteis – o nível de escolaridade do proprietário entre outros.

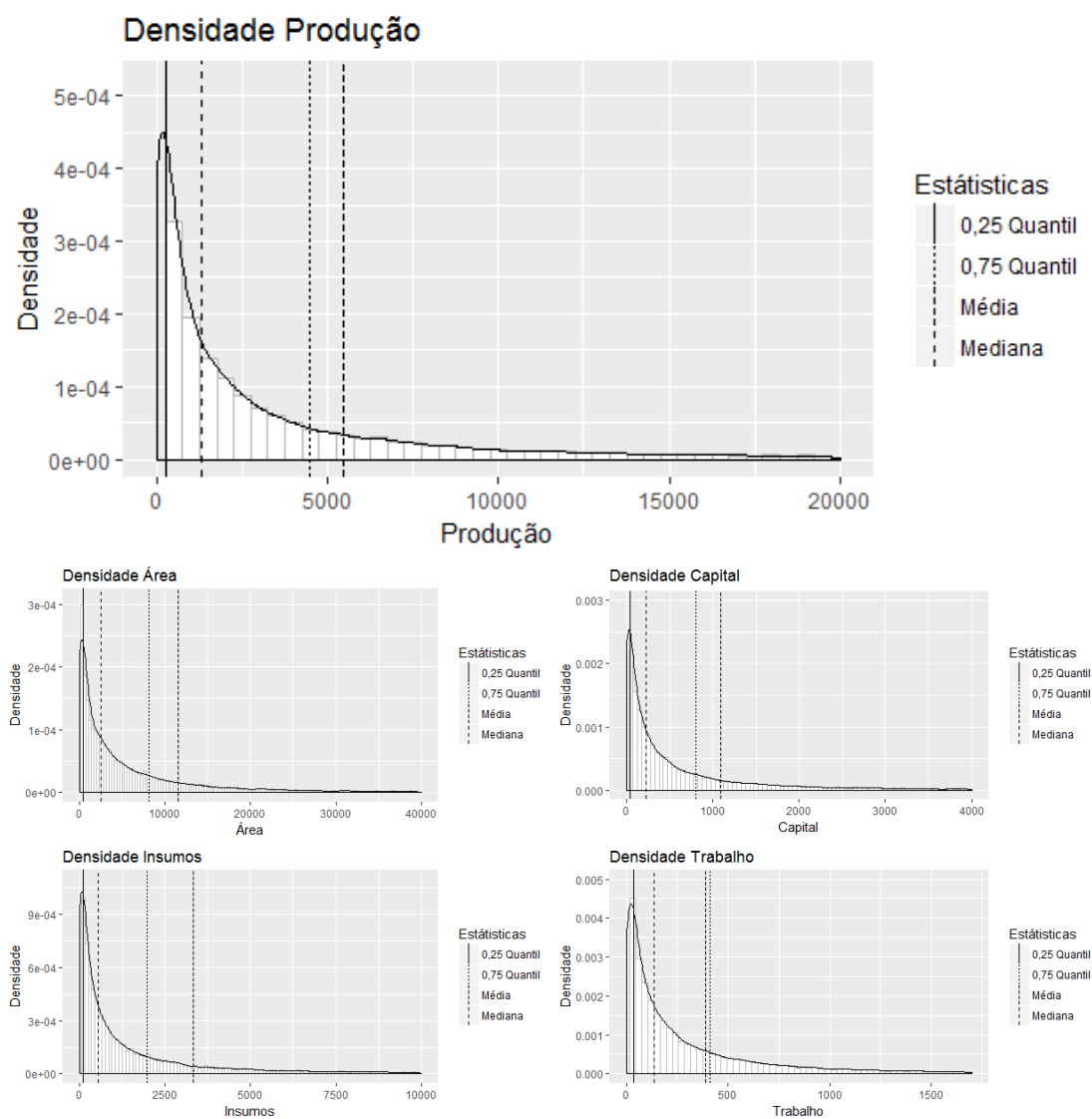
2.3 Comportamento dos Dados

A análise de comportamento dos dados se torna necessária quando pressupõe-se que a forma de regressão quantílica é mais apropriada para o estudo de produção. Foram realizadas análises de densidade para a produção e as outras quatro variáveis explicativas.

Nos gráficos da figura 1 foram omitidas as entradas extremas, já que essas não representam mais que 6% dos dados para nenhuma das variáveis. A análise de densidade revela a não normalidade dos dados utilizados, apenas para a variável de trabalho a média encontra-se dentro dos 1º e 4º quartis.

Justifica-se, isto posto, a necessidade – dado a não normalidade e homogeneidade dos dados – da utilização de uma regressão pela mediana ou quantis oferecido pelo método RQ, mediante a um modelo MQO.

Figura 1 – Densidades das Variáveis



Parte III

Resultados

3 Resultados e Testes

Antes de se ater nos resultados das regressões, importa investigar a propriedade de se utilizar uma forma funcional translog versus a mais simples Cobb-Douglas. Também visa verificar a inclusão das variáveis climáticas como variáveis de controle. Para tanto, foi realizado um teste de Wald para modelos aninhados com intuito de verificar a significância no uso de variáveis quadráticas, e a inclusão das variáveis climáticas.

Tabela 2 – Testes de significância para modelos aninhados

Teste	Hipótese Nula H_0	P-valor	Decisão	Escolha
CD conta TL	Cobb-Douglas	$< 2,2\text{e-}16$ ***	Rejeita-se H_0	Translog
TL contra TL VC	Translog	$1.196\text{e-}13$ ***	Rejeita-se H_0	TL VC

*Significâncias: *** = 0*

CD, TL e VC são respectivamente: Cobb-Douglas, Translog e Variáveis de Controle

Observando a tabela 2 verifica-se que a H_0 é rejeitada em ambos os casos, o que aponta uma preferência à forma funcional translog contra o modelo Cobb-Douglas mais tradicional. O segundo teste indica que o modelo com variáveis de climáticas de controle é mais explanatório que o translog simples.

3.1 Produção Agregada

Primeiramente, foram realizadas regressões MQO e quantílica usando como variável dependentes o valor da produção total em 2006 ao nível municipal, sem discriminar por classes de tamanho de propriedade em hectares. São utilizadas as variáveis criadas no capítulo anterior, onde, A representa área total, L o trabalho familiar, I, insumos comprados, K capital fixo. Adicionalmente, R controla para precipitação e C para temperatura média.

A tabela 3 apresenta os resultados das regressões MQO, $Q(0,1)$, $Q(0,25)$, $Q(0,5)$, $Q(0,75)$ e $Q(0,9)$. Foi testado se existem diferenças estatísticas entre os modelos quantílicos apresentados a partir de um teste conjunto de igualdade das inclinações, respondendo que os cinco modelos são diferentes estatisticamente¹.

A regressão no quantil 0,1, i.e., $Q(0,1)$, nos revela como cada variável interfere na produção para uma firma que se encontra entre os 10% menos produtivos e os 90% mais produtivos. Essa lógica se estende para todos os quantis produtivos apresentados, onde $Q(0,25)$ revela o comportamento da firma entre os 25% menos produtivos e 75% mais produtivos, $Q(0,5)$ é a firma mediana e assim por diante.

¹ Uma análise gráfica da diferença dos coeficientes é fornecida no [Apêndice C](#).

Tabela 3 – Resultado das Regressões para o modelo agregado

Variável	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
Intercepto	1,863*** (0,151)	0,011 (0,221)	1,214*** (0,154)	1,933*** (0,141)	2,816*** (0,204)	3,542*** (0,319)
A	0,151*** (0,024)	0,180*** (0,037)	0,187*** (0,027)	0,0140*** (0,023)	0,105** (0,033)	0,046 (0,053)
L	0,061* (0,026)	0,219*** (0,038)	0,135*** (0,026)	0,065* (0,026)	-0,030 (0,036)	-0,191** (0,060)
I	0,359*** (0,022)	0,364** (0,045)	0,299*** (0,034)	0,276*** (0,026)	0,283** (0,032)	0,352*** (0,047)
K	0,331*** (0,021)	0,372*** (0,040)	0,366*** (0,025)	0,427*** (0,025)	0,401*** (0,031)	0,298*** (0,039)
A*A	0,014*** (0,004)	-0,018** (0,006)	-0,0007 (0,005)	0,022*** (0,004)	0,030*** (0,006)	0,043*** (0,009)
A*L	-0,014*** (0,003)	-0,015*** (0,004)	-0,011*** (0,003)	-0,015*** (0,003)	-0,003 (0,004)	0,016* (0,007)
A*I	0,018*** (0,003)	0,069*** (0,006)	0,029*** (0,005)	0,011* (0,004)	-0,001 (0,005)	-0,022** (0,007)
A*K	-0,046*** (0,002)	-0,061 (0,005)	-0,047*** (0,003)	-0,050*** (0,003)	-0,052*** (0,004)	-0,052*** (0,005)
L*L	0,092*** (0,004)	0,018** (0,006)	0,049*** (0,004)	0,086*** (0,004)	0,122*** (0,006)	0,163*** (0,009)
L*I	-0,030*** (0,003)	0,012* (0,006)	-0,012** (0,004)	-0,033*** (0,004)	-0,044*** (0,005)	-0,073*** (0,007)
L*K	-0,009** (0,002)	-0,014** (0,005)	-0,008** (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,022*** (0,004)	-0,026*** (0,005)
I*I	0,087*** (0,004)	-0,070*** (0,011)	0,077*** (0,010)	0,163*** (0,007)	0,206*** (0,007)	0,225*** (0,10)
I*K	-0,059*** (0,003)	0,015 (0,009)	-0,054*** (0,005)	0,106*** (0,005)	-0,135*** (0,005)	-0,121*** (0,005)
K*K	0,116*** (0,003)	0,058*** (0,010)	0,0106*** (0,004)	0,150*** (0,006)	0,203*** (0,006)	0,203*** (0,004)
R	-0,025*** (0,004)	-0,077*** (0,004)	-0,043*** (0,004)	-0,027*** (0,004)	-0,010# (0,006)	-0,007 (0,008)
C	-0,218*** (0,042)	-0,159** (0,051)	-0,281*** (0,035)	-0,292*** (0,034)	-0,263*** (0,048)	-0,051 (0,070)
R^2 & R^1	0,823	0,332	0,341	0,365	0,413	0,474

Códigos para significância: (***) 0,1%, (**) 1%, (*) 5%, (#) 10% e () >10%.

R^1 refere-se ao pseudo- R^2 demonstrado em 1.14.

Valores entre parenteses são os desvios padrões de cada variável.

A tabela 4 mostra as médias das elasticidades produção e taxas marginais de substituição de técnica para cada. Calculadas a partir da média das elasticidades de cada município, seguindo as fórmulas 1.4 e 1.5.

É possível notar que existem diferenças entre as elasticidades médias, o que demonstra uma não homogeneidade de conhecimentos tecnológicos dentro de cada quantil. O

Tabela 4 – Elasticidades médias e TMST's médias

Valor	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
$\hat{\psi}_A$	0,0433	0,0558	0,0384	0,0248	0,0225	0,0266
$\hat{\psi}_L$	0,1671	0,1937	0,1640	0,1499	0,1594	0,1583
$\hat{\psi}_I$	0,5834	0,6126	0,6596	0,6587	0,6213	0,5708
$\hat{\psi}_K$	0,1909	0,2466	0,1916	0,1715	0,1430	0,1142
$\sum \psi$	0,9847	1,1087	1,0536	1,0049	0,9462	0,8699
$TMST_{(A,L)}$	-0,2596	-0,2884	-0,2340	-0,1659	-0,1415	-0,1683
$TMST_{(A,I)}$	-0,0743	-0,0912	-0,0582	-0,0377	-0,0363	-0,0466
$TMST_{(A,K)}$	-0,2272	-0,2266	-0,2003	-0,1450	-0,1577	-0,2331
$TMST_{(L,I)}$	-0,2865	-0,3163	-0,2487	-0,2276	-0,2566	-0,2773
$TMST_{(L,K)}$	-0,8753	-0,7856	-0,8560	-0,8741	-1,1145	-1,3852
$TMST_{(I,K)}$	-3,0552	-2,4837	-3,4419	-3,8390	-4,3430	-4,9951

$\hat{\psi}_X$ representa a elasticidade produção média do fator X ; $\sum \psi$ a elasticidade produção;
 $TMST_{(X,J)}$ a Taxa marginal de substituição entre dois fatores X e J

A representa a área; L o trabalho familiar; I os insumos comprados; K o capital fixo

comportamento da elasticidade terra aponta pra uma não eficiência alocativa da mesma, que seria melhor aproveitada em quantis menores.

O termo $\sum \psi$ mede a elasticidade de escala, que demonstra a existência ou não de retornos de escala, esse fator aponta para a existência de ganhos crescentes de escala para os menores quantis e decresce com a expansão da produção. Isso nos permite criar a seguinte hipótese:

1ª Hipótese - Provavelmente, os estabelecimentos com menor produção possuem maior dificuldade em expandir a escala de produção com acesso a, por exemplo, crédito.

O capital aparenta perder importância com o crescimento da produção, o que é previsto pela teoria microeconômica. A adição na margem de mais maquinário, em uma firma já possuindo este, não é tão produtivo quanto o uso deste por uma firma menor, que emprega níveis mais baixos de uso de capital. Todas as variáveis apresentam uma relação semelhante confirmando as previsões teóricas microeconômicas.

As taxas marginais de substituição técnica, assumindo uso ótimo dos fatores de produção, representam o custo relativo de cada insumo. Estas indicam uma dominância do fator "insumos comprados" em relação as demais variáveis, relação que se acentua com o aumento da produção.

Na relação capital terra, verifica-se que o capital é mais valioso, porém, essa relação não é linear aumentando a importância relativa da terra nos últimos quantis. Isso ocorre para todas as variáveis no ultimo quantil. Surge daí outra hipótese:

2ª Hipótese - O valor relativo da terra é crescente com a produção graças a sua natureza finita. Isto é, para expansão de sua produção uma firma pode, em tese, adquirir todos os outros fatores livremente, porém pela terra ter oferta fixa (dentro dos limites de

um município) o seu preço relativo é crescente.

O teste conjunto de heterogeneidade dos quantis sugere que todos os modelos são diferentes entre si à uma significância de 0,1%.

3.2 Análise para diferentes grupos de área

Realizando a separação por grupos de área, podemos verificar se as relações verificadas na tabela 4 se mantêm para distribuições mais homogêneas de propriedades. E se as hipóteses são validas dentro cada classe de área total.

As tabelas com os coeficientes das regressões para todas as classes de área estão disponíveis no Apêndice B e gráficos no Apêndice C.

3.2.1 Classe de área de 0 a 5 hectares

No cálculo das elasticidades de escala, $\sum \psi$, foram contabilizados apenas as elasticidades positivas, visto que o produtor irá – ou pelo menos deveria – ignorar o fator que não agrega valor em sua produção.

Analisando a classe dos menores produtores observa-se a confirmação da hipótese 1 do modelo: existem ganhos crescentes de escala não aproveitados em todos os quantis.

Na tabela 5 abaixo, repara-se que as elasticidades de escala ficam ao redor de 1,15 e somente se tornam mais significativamente para o quantil [0,9]. No geral, as elasticidades de escala são maiores que 1, sugerindo a confirmação da hipótese 1 do modelo: existem ganhos crescentes de escala em estabelecimentos menores.

Também existem elasticidades negativas para a terra, o que sugere uma má utilização do fator. Provavelmente atrelada a hipótese 1, as firmas menores tem mais dificuldades em adquirir outros fatores de produção para o melhor proveito de suas terras.

Tabela 5 – Elasticidades medias da classe de 0 a 5 hectares

Valor	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
$\hat{\psi}_A$	-0,1187	0,0467	-0,0900	-0,1551	-0,1817	-0,2067
$\hat{\psi}_L$	0,3913	0,3036	0,3643	0,3788	0,4101	0,4131
$\hat{\psi}_I$	0,5472	0,5169	0,5505	0,5819	0,5872	0,5989
$\hat{\psi}_K$	0,1988	0,2654	0,2327	0,2115	0,1481	0,0805
$\sum \psi$	1,1373	1,1326	1,1475	1,1722	1,1454	1,0925
$TMST_{(A,L)}$	0,3035	-0,1539	0,2472	0,4096	0,4430	0,5003
$TMST_{(A,I)}$	0,2170	-0,0903	0,1636	0,2666	0,3094	0,3451
$TMST_{(A,K)}$	0,5974	-0,1760	0,3870	0,7335	1,2267	2,5673
$TMST_{(L,I)}$	-0,7151	-0,5872	-0,6618	-0,6509	-0,6983	-0,6898
$TMST_{(L,K)}$	-1,9680	-1,1440	-1,5652	-1,7909	-2,7688	-5,1306
$TMST_{(I,K)}$	-2,7520	-1,9479	-2,3649	-2,7513	-3,9647	-7,4377

$\hat{\psi}_X$ representa a elasticidade produção média do fator X ; $\sum \psi$ a elasticidade produção;
 $TMST_{(X,J)}$ a Taxa marginal de substituição entre dois fatores X e J

A representa a área; L o trabalho familiar; I os insumos comprados; K o capital fixo

Os 'insumos comprados' continuam a apresentar dominância crescente nos preços relativos dados pelas $TMST$'s. A relação capital-trabalho familiar sugere dominância do fator trabalho, o que é esperado visto o pequeno tamanho dessas propriedades que pertencem a classe de agricultura familiar.

Nos testes de heterocedasticidade conjunta dos estimadores é rejeitada a hipótese nula de igualdade de todos modelos.

3.2.2 Classe de área de 5 a 20 hectares

A tabela 6 abaixo sugere, que nos produtores com 5 a 20 hectares disponíveis para produção, novamente a validação da hipótese 1. Continua-se a verificar a existência de rendimentos crescentes de escala não aproveitados. A terra permanece estando em excesso na produção.

Tabela 6 – Elasticidades medias e TMST's da classe de 5 a 20 hectares

Valor	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
$\hat{\psi}_A$	-0,2174	-0,0661	-0,1036	-0,1984	-0,2675	-0,2120
$\hat{\psi}_L$	0,4668	0,3638	0,3377	0,4245	0,5193	0,5192
$\hat{\psi}_I$	0,5598	0,5980	0,6316	0,6220	0,5885	0,4824
$\hat{\psi}_K$	0,2206	0,2562	0,2318	0,2041	0,1548	0,1193
$\sum \psi$	1,2472	1,2180	1,2011	1,2506	1,2626	1,1209
$TMST_{(A,L)}$	0,4658	0,1818	0,3069	0,4673	0,5151	0,4083
$TMST_{(A,I)}$	0,3884	0,1106	0,1641	0,3189	0,4546	0,4394
$TMST_{(A,K)}$	0,9853	0,2581	0,4471	0,9717	1,7273	1,7769
$TMST_{(L,I)}$	-0,8338	-0,6084	-0,5346	-0,6825	-0,8825	-1,0762
$TMST_{(L,K)}$	-2,1152	-1,4198	-1,4566	-2,0794	-3,3530	-4,3515
$TMST_{(I,K)}$	-2,5366	-2,3335	-2,7241	-3,0466	-3,7994	-4,0432

$\hat{\psi}_X$ representa a elasticidade produção média do fator X ; $\sum \psi$ a elasticidade produção;
 $TMST_{(X,J)}$ a Taxa marginal de substituição entre dois fatores X e J

A representa a área; L o trabalho familiar; I os insumos comprados; K o capital fixo

Os testes de heterocedasticidade conjunta informam que os modelos são todos diferentes.

3.2.3 Classe de área de 20 a 100 hectares

Os resultados na tabela 7 abaixo ainda corroboram a hipótese 1, sugerindo excesso de terra e retornos crescentes de escala em todos os quantis.

Tabela 7 – Elasticidades médias e TMST's para a classe de 20 a 100 hectares

Valor	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
$\hat{\psi}_A$	-0,2430	-0,1409	-0,1949	-0,2616	-0,2842	-0,3059
$\hat{\psi}_L$	0,3976	0,3618	0,3783	0,3932	0,4336	0,4554
$\hat{\psi}_I$	0,6282	0,6711	0,6974	0,6792	0,6208	0,5936
$\hat{\psi}_K$	0,1935	0,2397	0,1927	0,1789	0,1561	0,1182
$\sum \psi$	1,2130	1,2724	1,2726	1,2513	1,2105	1,1672
$TMST_{(A,L)}$	0,6113	0,3894	0,5152	0,6652	0,6556	0,6716
$TMST_{(A,I)}$	0,3869	0,2099	0,2794	0,3852	0,4578	0,5152
$TMST_{(A,L)}$	1,2557	0,5875	1,0111	1,4618	1,8203	2,5877
$TMST_{(L,I)}$	-0,6329	-0,5390	-0,5424	-0,5790	-0,6983	-0,7671
$TMST_{(L,K)}$	-2,0541	-1,5088	-1,9627	-2,1974	-2,7764	-3,8527
$TMST_{(I,K)}$	-3,2455	-2,7988	-3,6177	-3,7951	-3,9756	-5,0220

$\hat{\psi}_X$ representa a elasticidade produção média do fator X ; $\sum \psi$ a elasticidade produção;
 $TMST_{(X,J)}$ a Taxa marginal de substituição entre dois fatores X e J

A representa a área; L o trabalho familiar; I os insumos comprados; K o capital fixo

Os testes de heterocedasticidade apontam modelos distintos.

3.2.4 Classe de área de 100 a 500 hectares

É visível, a partir da tabela 8 abaixo, que nessa classe encontra-se o ponto onde as elasticidades de escala atingem 1, implicando em ganhos decrescentes de escala a partir desse ponto.

Outra diferença quanto as anteriores está na elasticidade produção da terra, que já apresenta ganhos para os menores estabelecimentos, em termos do valor de produção. O que sugere um melhor proveito da terra disponível.

Tabela 8 – Elasticidades médias para a classe de 100 a 500 hectares

Valor	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
$\hat{\psi}_A$	0,0145	0,0554	-0,0294	-0,0450	-0,0030	-0,0182
$\hat{\psi}_L$	0,0667	0,1078	0,1222	0,0832	0,0328	0,0199
$\hat{\psi}_I$	0,6586	0,6879	0,7467	0,7734	0,7253	0,6729
$\hat{\psi}_K$	0,1496	0,2091	0,1454	0,1066	0,0940	0,0953
$\sum \psi$	0,8894	1,0602	1,0143	0,9632	0,8521	0,7863
$TMST_{(A,L)}$	-0,2174	-0,5147	0,2412	0,5407	0,0928	0,9162
$TMST_{(A,I)}$	-0,0220	-0,0806	0,0394	0,0582	0,0042	0,0271
$TMST_{(A,K)}$	-0,0970	-0,2653	0,2026	0,4222	0,0324	0,1915
$TMST_{(L,I)}$	-0,1013	-0,1567	-0,1636	-0,1076	-0,0452	-0,0296
$TMST_{(L,K)}$	-0,4461	-0,5155	-0,8402	-0,7808	-0,3490	-0,2091
$TMST_{(I,K)}$	-4,4009	-3,2895	-5,1343	-7,2522	-7,7116	-7,0558

$\hat{\psi}_X$ representa a elasticidade produção média do fator X ; $\sum \psi$ a elasticidade produção;
 $TMST_{(X,J)}$ a Taxa marginal de substituição entre dois fatores X e J

A representa a área; L o trabalho familiar; I os insumos comprados; K o capital fixo

A relação capital-trabalho familiar torna-se favorável para o capital nessa classe, o que é previsível visto o maior tamanho das propriedades. O agregado dos 'insumos comprados' continua sendo o fator de produção mais importante na margem, em termos produtivos.

Os testes de heterocedasticidade apontam que todos os modelos são diferentes nessa classe.

3.2.5 Classe de área 500 hectares ou mais

Nessa última fatia dos dados, como demonstrado pela tabela 9, os coeficientes lineares para trabalho familiar apresentam valores negativos e estatisticamente não diferentes de zero. Revelando a pouca inclusão desse tipo de trabalho nessa porção de propriedades, o que faz sentido já que essa classe é construída principalmente por latifúndios que empregam mão-de-obra.

Tabela 9 – Elasticidades médias e TMST's para propriedades de mais de 500 hectares

Valor	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
$\hat{\psi}_A$	0,2337	0,1900	0,1376	0,1290	0,1500	0,2670
$\hat{\psi}_l$	-0,0845	0,0366	0,0004	-0,0612	-0,1085	-0,2100
$\hat{\psi}_I$	0,6455	0,6446	0,7009	0,7317	0,6964	0,6793
$\hat{\psi}_K$	0,1249	0,2131	0,1489	0,1122	0,1044	0,0382
$\sum \psi$	1,0041	1,0843	0,9878	0,9729	0,9508	0,9845
$TMST_{(A,L)}$	2,7650	-5,1819	-307,69	2,1054	1,3821	1,2712
$TMST_{(A,I)}$	-0,3620	-0,2948	-0,1963	-0,1763	-0,2154	-0,3930
$TMST_{(A,K)}$	-1,8699	-0,8917	-0,9239	-1,1492	-1,4358	-6,9830
$TMST_{(L,I)}$	0,1309	-0,0569	-0,0006	0,0837	0,1558	0,3091
$TMST_{(L,K)}$	0,6761	-0,1720	-0,0030	0,5458	1,0388	5,4935
$TMST_{(I,K)}$	-5,1645	-3,0244	-4,7046	-6,5170	-6,6650	-17,767

$\hat{\psi}_X$ representa a elasticidade produção média do fator X ; $\sum \psi$ a elasticidade produção;
 $TMST_{(X,J)}$ a Taxa marginal de substituição entre dois fatores X e J
 A representa a área; L o trabalho familiar; I os insumos comprados; K o capital fixo

Os quantis mais baixos têm ganhos de escala próximos a 1, implicando estarem perto do nível ótimo de produção. As elasticidades de escala continuam decrescentes, mas – quando comparadas à classe anterior – são maiores, provavelmente pelo uso mais eficiente da terra dentro dessa classe, que apresenta elasticidades positivas em todos os quantis.

Os resultados da tabela 9 também corroboram a hipótese 2, visto que o módulo da $TMST_{A,K}$ cresce com a produção das propriedades.

Outro ponto a ser notado é que o fator capital sofre bastante decrescimento nessa classe. Provavelmente, devido ao fato dessa classe ser composta por grandes propriedades especializadas na produção de grãos. Onde, geralmente, o fator animal e plantações permanentes são pouco representativos.

Quando testado a heterocedasticidade conjunta dos modelos verifica-se que todos são dispares.

3.3 Comparação entre Classes

Após analisar individualmente cada classe é interessante a comparação entre todas elas, visando verificar a eficiência de uso de cada fator. Comparam-se os coeficientes do quantil de 90% de cada classe, permitindo examinar como os maiores produtores de cada classe se equiparam uns com os outros.

Tabela 10 – Elasticidades médias e TMQS's para cada classe no quantil 0,9

Elasticidade Média/ TMST	0 a 5 he	5 a 20 he	20 a 100 he	100 a 500 he	mais de 500 he
$\hat{\psi}_A$	-0,2067	-0,2120	-0,3059	-0,0182	0,2670
$\hat{\psi}_L$	0,4131	0,5192	0,4554	0,0199	-0,2100
$\hat{\psi}_I$	0,5989	0,4824	0,5936	0,6729	0,6793
$\hat{\psi}_K$	0,0805	0,1193	0,1182	0,0953	0,0382
$\sum \psi$	1,0925	1,1209	1,1672	0,7863	0,9845
$TMST_{(A,L)}$	0,5003	0,4083	0,6716	0,9162	1,2712
$TMST_{(A,I)}$	0,3451	0,4394	0,5152	0,0271	-0,3930
$TMST_{(A,K)}$	2,5673	1,7769	2,5877	0,1915	-6,9830
$TMST_{(L,I)}$	-0,6898	-1,0762	-0,7671	-0,0296	0,3091
$TMST_{(L,K)}$	-5,1306	-4,3515	-3,8527	-0,2091	5,4935
$TMST_{(I,K)}$	-7,4377	-4,0432	-5,0220	-7,0558	-17,767

*A é a área; L o trabalho familiar; I os insumos comprados;
K o capital fixo*

Acima a tabela 10 permite uma análise comparada que revela a ineficiência de uso do fator terra nas menores propriedades, sugerindo que o problema de não otimização da produção não está atrelado à falta de terra. Mas, sobretudo à dificuldade no acesso à outros insumos por parte dos produtores de área entre 0 e 100 hectares.

Os produtores da classe com 100 a 500 hectares se revelam como os menos eficientes em sua produção, isto está provavelmente atrelado a um mal uso de tecnologia disponível, visto que a classe superior apresenta maior elasticidade de escala. O que é confirmado por (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018) que demonstra que a produtividade total dos fatores da classe 100 a 500 hectares é inferior à da classe com mais de 500 hectares.

4 Conclusões

Para analisar as produtividades marginais dos fatores na agropecuária brasileira, foi utilizado o método de regressão quantílica, visando entender como as elasticidades produção se comportam com a variação da produção. Esse método também possibilitou verificar a heterogeneidade tecnológica dentro de classes anteriormente reconhecidas como homogêneas por trabalhos como em (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018).

O trabalho levantou duas hipóteses centrais quanto à eficiência de fatores produtivos ao longo das diferentes funções de produção estimadas. A primeira hipótese diz respeito à dificuldade por parte dos menores produtores em expandir sua escala produtiva uma vez que esses produtores operam em economias de escala. Esta suspeita foi confirmada: existem economias de escala não usufruídas dentro das menores classes produtivas.

Verificou-se também que a falta proveito dos ganhos crescentes de escala não estão relacionados à má distribuição fundiária no país. As firmas que possuem possibilidades de ganho em escala já apresentam excesso de terras, visto que as elasticidades de produção para o fator terra são negativas quanto às quatro primeiras classes analisadas.

Reitera-se que essa deficiência das menores firmas está relacionada a dois fatores principais: dificuldade de acesso a crédito para expansão de suas capacidades produtivas, ou desconhecimento técnico de formas mais eficientes de produção. No tocante dos ganhos crescentes de escala, estes se mantêm para os decis mais produtivos, ou seja, os mais eficientes dentro de uma classe. derruba a hipótese de falta de conhecimento técnico. Resta, então, considerar apenas o prognóstico no que se refere à falta de crédito disponível. Esse resultado sinaliza uma maior eficiência nas políticas públicas agrárias que procurem facilitar o acesso ao crédito – associado à obtenção de insumos e capital para os menores produtores – contra posturas visando a redistribuição da terra.

A segunda hipótese levantada propõe que o preço relativo da terra seja crescente com o aumento da produção, não porque propriedades mais produtivas a usam de forma mais eficiente, mas pela sua natureza finita. Essa suspeita é confirmada quando observamos que o valor da terra, revelado pela TMST's não está relacionados com o crescimento da produção, mas com o crescimento da área dos estabelecimentos estudados.

O apontamento criado por esse trabalho sobre a não homogeneidade dos dados, mesmo separando-os nas cinco classe propostas em (RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018), é verificado pelo estudo. Os testes de heterocedasticidade realizados revelaram diferenças significativas entre os modelos separados em quantis.

Uma pesquisa futura deve procurar expandir a análise realizada neste trabalho

para dados mais recentes da agricultura brasileira. Ou ainda, realizar um estudo em painel para o mesmo tópico utilizando o método RQ, visando responder se as hipótese levantadas na presente pesquisa se mantêm para a estrutura agrária atual.

Referências

BERNDT, E. R.; CHRISTENSEN, L. R. The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in us manufacturing 1929-68. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 1, n. 1, p. 81–113, 1973. Citado na página 25.

BUTZER, R.; MUNDLAK, Y.; LARSON, D. F. Measures of fixed capital in agriculture. In: FUGLIE, K. O. et al. (Ed.). *Productivity growth in agriculture: an international perspective*. [S.l.]: CABI, 2012. Citado na página 34.

FELEMA, J. A.; RAIHER, A. P.; FERREIRA, C. R. Agropecuária brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, scielo, v. 51, p. 555 – 573, 09 2013. ISSN 0103-2003. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032013000300008&nrm=iso>. Citado na página 21.

GASQUES, J. G. et al. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários. *A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas*. Brasília: Ipea, p. 19–44, 2010. Citado na página 21.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W. *Desenvolvimento agrícola: teoria e experiências internacionais*. [S.l.]: Departamento de Publicações, 1988. Pag. 165. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 32.

HELFAND, S. M.; MOREIRA, A. R. B.; FIGUEIREDO, A. M. R. Explicando as diferenças de pobreza entre produtores agrícolas no brasil: simulações contrafactuais com o censo agropecuário 1995-96. *Revista de economia e sociologia rural*, SciELO Brasil, v. 49, n. 2, p. 391–418, 2011. Citado na página 21.

KOENKER, R. *Quantile Regression*. Cambridge University Press, 2005. (Econometric Society Monographs). ISBN 0521608279. Disponível em: <http://www.amazon.de/Quantile-Regression-Econometric-Society-Monographs/dp/0521608279/ref=sr_1_1?ie=UTF8&qid=1312553603&sr=8-1>. Citado 2 vezes nas páginas 27 e 28.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 33–50, 1978. Citado 2 vezes nas páginas 22 e 26.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 43–61, 1982. Citado na página 28.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Tests of linear hypotheses and l¹ estimation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1577–1583, 1982. Citado na página 28.

KOENKER, R.; MACHADO, J. A. Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. *Journal of the american statistical association*, Taylor & Francis Group, v. 94, n. 448, p. 1296–1310, 1999. Citado na página 27.

MOREIRA, A. R.; HELFAND, S. M.; FIGUEIREDO, A. M. Explicando as diferenças na produtividade agrícola no brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2007. Citado 3 vezes nas páginas 21, 32 e 33.

RADA, N.; HELFAND, S.; MAGALHÃES, M. Agricultural productivity growth in brazil: Large and small farms excel. *Food Policy*, Elsevier, 2018. Citado 8 vezes nas páginas 21, 22, 25, 31, 33, 34, 47 e 49.

ROCHA, R.; SOARES, R. R. Water scarcity and birth outcomes in the brazilian semiarid. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 112, p. 72–91, 2015. Citado na página 35.

TORRES, M. Production and distribution cost economies in water firms: A multiproduct cost model incorporating input rigidities and spatial variables. 2004. Citado 2 vezes nas páginas 22 e 26.

Apêndices

APÊNDICE A – Problema de minimização da Regressão Quantílica

Para simplificar a equação 1.6 para 1.8:

$$\min_b \left[\sum_{(t|y_t > x_t^i \beta)} \theta |y_t - x_t^i \beta| + \sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} (1 - \theta) |y_t - x_t^i \beta| \right] \quad (\text{A.1})$$

Observe que o primeiro somatório é estritamente positivo e pode ser reescrito sem o modulo. O segundo somatório é exclusivamente negativo e pode ser reescrito invertendo-se a subtração como em (A.2). Podemos decompor o segundo somatório em dois novos termos em (A.3), por fim reajustamos a subtração dentro dos parênteses em (A.4):

$$\min_b \left[\sum_{(t|y_t > x_t^i \beta)} \theta (y_t - x_t^i \beta) + \sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} (1 - \theta) (x_t^i \beta - y_t) \right] \quad (\text{A.2})$$

$$\min_b \left[\sum_{(t|y_t > x_t^i \beta)} \theta (y_t - x_t^i \beta) + \sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} (x_t^i \beta - y_t) - \sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} \theta (x_t^i \beta - y_t) \right] \quad (\text{A.3})$$

$$\min_b \left[\sum_{(t|y_t > x_t^i \beta)} \theta (y_t - x_t^i \beta) - \sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} (y_t - x_t^i \beta) + \sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} \theta (y_t - x_t^i \beta) \right] \quad (\text{A.4})$$

Note que o primeiro e o terceiro termo são complementares no espaço possibilitando sua junção seguindo a seguinte propriedade:

$$\sum_{(t|w>0)} w_t + \sum_{(t|w<0)} w_t = \sum_{(t)} w_t$$

O que entrega (A.5):

$$\min_b \left[\sum_{(t)} \theta (y_t - x_t^i \beta) - \sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} (y_t - x_t^i \beta) \right] \quad (\text{A.5})$$

Aplicando a mesma propriedade ao segundo termo, é possível separá-lo em dois novos termos representados em (A.6)

$$\sum_{(t|y_t < x_t^i \beta)} (y_t - x_t^i \beta) = \sum_{(t)} (y_t - x_t^i \beta) - \sum_{(t|y_t > x_t^i \beta)} (y_t - x_t^i \beta) \quad (\text{A.6})$$

(A.6) possui conjunto imagem dado por:

$$\begin{cases} 0 & y_t \geq x_t^i \beta \\ \sum_t (y_t - x_t^i \beta) & y_t \leq x_t^i \beta \end{cases}$$

Propõe-se então uma equação com mesmo conjunto imagem para substituir (A.6) que é dada por:

$$(A.6) = \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{2}\text{sign}(y_t - x_t'\beta)\right)(y_t - x_t'\beta) \quad (\text{A.7})$$

Substituindo A.7 em A.5 chega-se ao problema de minimização:

$$\begin{aligned} \min_b \left[\sum_{(t)} \theta(y_t - x_t'\beta) - \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{2}\text{sign}(y_t - x_t'\beta)\right)(y_t - x_t'\beta) \right] \\ \min_b \left[\sum_{(t)} \left(\theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{2}\text{sign}(y_t - x_t'\beta)\right)(y_t - x_t'\beta) \right] \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

APÊNDICE B – Tabelas de Coeficientes

Tabela 11 – Resultado das Regressões para a classe 0 a 5he

Variável	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
Intercepto	0,556 (0,366)	-1,453** (0,512)	0,023 (0,369)	0,998** (0,361)	2,449*** (0,551)	2,190*** (0,585)
A	-0,003 (0,097)	0,272 (0,277)	0,123 (0,130)	-0,021 (0,114)	-0,282 (0,194)	-0,299# (0,165)
L	0,372*** (0,087)	0,546** (0,189)	0,385*** (0,116)	0,343*** (0,096)	0,104*** (0,156)	0,111 (0,166)
I	0,401*** (0,052)	0,268* (0,114)	0,452*** (0,068)	0,400*** (0,058)	0,499*** (0,090)	0,467*** (0,099)
K	0,328*** (0,040)	0,324*** (0,075)	0,303*** (0,041)	0,343*** (0,044)	0,366*** (0,074)	0,332*** (0,061)
A*A	-0,091* (0,045)	-0,070 (0,123)	-0,066 (0,088)	-0,147** (0,047)	-0,174** (0,069)	-0,254* (0,122)
A*L	0,046 (0,037)	-0,083 (0,078)	-0,002 (0,065)	0,071# (0,036)	0,161# (0,039)	0,211* (0,089)
A*I	0,049# (0,027)	0,099# (0,055)	0,026 (0,033)	0,078** (0,026)	0,064** (0,045)	0,130* (0,060)
A*K	-0,027 (0,020)	0,028 (0,036)	0,008 (0,020)	-0,025 (0,020)	-0,036 (0,029)	-0,080* (0,032)
L*L	0,065 (0,042)	0,154* (0,069)	0,109# (0,056)	0,069# (0,037)	0,030# (0,051)	0,020 (0,083)
L*I	-0,104*** (0,023)	-0,072 (0,045)	-0,087** (0,031)	-0,143*** (0,023)	-0,142*** (0,037)	-0,195*** (0,049)
L*K	-0,012 (0,017)	-0,056# (0,029)	-0,036* (0,016)	0,0012 (0,016)	-0,005 (0,024)	0,004 (0,028)
I*I	0,140*** (0,013)	0,058# (0,034)	0,147*** (0,024)	0,201*** (0,014)	0,203*** (0,024)	0,181*** (0,036)
I*K	-0,068*** (0,009)	-0,052** (0,019)	-0,080*** (0,012)	-0,122*** (0,009)	-0,129*** (0,017)	-0,110*** (0,015)
K*K	0,105*** (0,008)	0,086*** (0,014)	0,118*** (0,007)	0,151*** (0,006)	0,164*** (0,016)	0,177** (0,010)
R	0,013 (0,009)	-0,022# (0,011)	0,009 (0,010)	0,017# (0,008)	0,036# (0,013)	0,032# (0,017)
C	0,074 (0,106)	0,069 (0,123)	-0,094 (0,106)	-0,069 (0,096)	0,007 (0,143)	0,378* (0,171)
R^2 & R^1	0,7887	0,3582	0,3771	0,4153	0,4787	0,5413

Códigos para significância: (***) 0,1%, (**) 1%, (*) 5%, (#) 10% e () >10%.

R^1 refere-se ao pseudo- R^2 demonstrado em 1.14.

Valores entre parenteses são os desvios padrões de cada variável.

Tabela 12 – Resultado das Regressões para a classe 5 a 20he

Variável	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
Intercepto	1,956*** (0,5745)	0,096 (0,9231)	0,992 (0,677)	2,663** (0,922)	2,184** (0,7933)	1,210 (1,078)
A	0,472 (0,3435)	1,089# (0,5766)	0,529 (0,4479)	-0,345 (0,6853)	0,486 (0,5122)	2,072** (0,6789)
L	0,115 (0,2491)	-0,018 (0,4438)	0,065 (0,3173)	0,683 (0,5674)	0,112 (0,4646)	-0,813 (0,526)
I	0,038 (0,0928)	-0,498# (0,2363)	-0,133 (0,155)	0,101 (0,157)	0,058 (0,1262)	-0,119 (0,2077)
K	0,284*** (0,0815)	0,483** (0,1589)	0,534*** (0,1034)	0,456*** (0,111)	0,294** (0,1073)	0,045 (0,127)
A*A	-0,196 (0,146)	-0,653** (0,2329)	-0,324 (0,2001)	0,160 (0,3154)	-0,149 (0,2591)	-0,497 (0,3748)
A*L	0,062 (0,1159)	0,373# (0,1976)	0,200 (0,1572)	-0,210 (0,2712)	0,020 (0,2459)	0,154 (0,3138)
A*I	0,103** (0,0396)	0,327*** (0,092)	0,165* (0,0648)	0,094 (0,0668)	0,072 (0,0516)	0,084 (0,0923)
A*K	-0,043 (0,0347)	-0,091 (0,0614)	-0,074# (0,0431)	-0,075# (0,0456)	-0,037 (0,0424)	0,0003 (0,0582)
L*L	0,088 (0,105)	-0,261 (0,1899)	-0,147 (0,1393)	0,289 (0,2455)	0,175 (0,2458)	0,264 (0,2848)
L*I	-0,061 (0,0335)	-0,142# (0,0788)	-0,044 (0,0506)	-0,064 (0,057)	-0,080# (0,0488)	-0,163* (0,0783)
L*K	-0,042 (0,0296)	0,002 (0,0561)	-0,015 (0,0365)	0,008 (0,0398)	-0,044 (0,0395)	-0,054 (0,0524)
I*I	0,083*** (0,0134)	-0,060 (0,0459)	0,058* (0,0276)	0,179*** (0,0249)	0,218*** (0,02)	0,260*** (0,0226)
I*K	-0,075*** (0,0099)	-0,025 (0,0296)	-0,102** (0,0157)	-0,165*** (0,014)	-0,163*** (0,0105)	-0,128*** (0,0157)
K*K	0,172*** (0,0096)	0,105*** (0,0258)	0,174*** (0,0137)	0,230*** (0,0119)	0,250*** (0,011)	0,211*** (0,0159)
R	-0,025** (0,0907)	-0,062*** (0,0719)	-0,037*** (0,0689)	-0,019* (0,0789)	-0,01 (0,1061)	-0,02 (0,1849)
C	-0,275** (0,0082)	-0,282*** (0,0076)	-0,255*** (0,0072)	-0,342*** (0,0086)	-0,271* (0,0123)	-0,375* (0,0203)
R^2 & R^1	0,8155	0,3229	0,3356	0,3712	0,4382	0,5129

Códigos para significância: (***) 0,1%, (**) 1%, (*) 5%, (#) 10% e () >10%.

R^1 refere-se ao pseudo- R^2 demonstrado em 1.14.

Valores entre parenteses são os desvios padrões de cada variável.

Tabela 13 – Resultado das Regressões para a classe 20 a 100he

Variável	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
Intercepto	2,107*	1,485	2,771***	4,147***	3,639*	4,553#
	(0,9349)	(1,4635)	(0,6557)	(0,9703)	(1,4842)	(2,6139)
A	0,026	-0,160	-0,465	-0,760	-0,216	-0,672
	(0,4813)	(0,6556)	(0,328)	(0,4766)	(0,609)	(1,5371)
L	0,140	0,256	0,763**	0,775#	0,576	0,577
	(0,4095)	(0,5975)	(0,2677)	(0,4296)	(0,5309)	(1,325)
I	0,021	0,279	0,001	-0,036	-0,226	0,088
	(0,1062)	(0,2384)	(0,0878)	(0,1412)	(0,1773)	(0,2649)
K	0,775***	0,514*	0,592***	0,778***	0,723***	0,664**
	(0,096)	(0,1568)	(0,0832)	(0,1299)	(0,1674)	(0,2158)
A*A	0,025	-0,054	0,050	0,132	0,070	0,254
	(0,143)	(0,1719)	(0,1015)	(0,136)	(0,1511)	(0,4762)
A*L	-0,015	0,110	-0,060	-0,101	-0,127	-0,241
	(0,1271)	(0,1595)	(0,0896)	(0,1275)	(0,1383)	(0,4157)
A*I	0,087**	0,018	0,088***	0,092*	0,115**	0,086
	(0,0295)	(0,0575)	(0,0265)	(0,0381)	(0,0413)	(0,08)
A*K	-0,159***	-0,041	-0,071**	-0,115**	-0,120**	-0,169**
	(0,0274)	(0,0415)	(0,0242)	(0,0357)	(0,0414)	(0,0641)
L*L	0,137	-0,181	0,095	0,164	0,356*	0,554
	(0,1209)	(0,1566)	(0,0875)	(0,1292)	(0,1413)	(0,3807)
L*I	-0,098***	0,079	-0,059*	-0,077*	-0,160***	-0,211**
	(0,0265)	(0,0538)	(0,0242)	(0,0362)	(0,0371)	(0,0662)
L*K	0,047#	-0,059	0,003	0,018	0,009	0,047
	(0,025)	(0,0395)	(0,0225)	(0,0332)	(0,0367)	(0,0523)
I*I	0,138***	-0,016	0,114***	0,187***	0,252***	0,250***
	(0,0117)	(0,0328)	(0,0148)	(0,0177)	(0,0196)	(0,0208)
I*K	-0,091***	-0,016	-0,087***	-0,153***	-0,162***	-0,128***
	(0,0088)	(0,0212)	(0,0116)	(0,0139)	(0,0119)	(0,0092)
K*K	0,186***	0,085***	0,129***	0,217***	0,247***	0,246***
	(0,0099)	(0,0201)	(0,013)	(0,016)	(0,0132)	(0,0082)
R	-0,008	-0,081***	-0,053***	-0,015#	-0,001	0,024
	(0,0087)	(0,0088)	(0,0077)	(0,0087)	(0,0112)	(0,0174)
C	-0,126	-0,184**	-0,248***	-0,234***	-0,200*	0,053
	(0,0822)	(0,0655)	(0,0666)	(0,065)	(0,0881)	(0,1271)
R^2 & R^1	0,8008	0,3484	0,3552	0,3826	0,4392	0,5161

Códigos para significância: (***) 0,1%, (**) 1%, (*) 5%, (#) 10% e () >10%.

R^1 refere-se ao pseudo- R^2 demonstrado em 1.14.

Valores entre parenteses são os desvios padrões de cada variável.

Tabela 14 – Resultado das Regressões para a classe 100 a 500he

Variável	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
Intercepto	2,925** (0,9078)	1,790# (1,0517)	3,483** (1,1021)	2,939*** (0,7859)	2,030* (0,8894)	0,253 (0,9146)
A	0,496 (0,3609)	0,174 (0,4747)	-0,237 (0,4813)	0,153 (0,3217)	0,739# (0,3858)	1,509*** (0,326)
L	-0,282 (0,3021)	-0,176 (0,5099)	0,311 (0,4863)	-0,028 (0,3421)	-0,555 (0,4373)	-0,888* (0,3509)
I	-0,265** (0,0972)	-0,647*** (0,1321)	-0,207 (0,2018)	-0,194 (0,1206)	-0,249# (0,13)	-0,396** (0,153)
K	0,624*** (0,0985)	1,270*** (0,1583)	0,737*** (0,1123)	0,689*** (0,1266)	0,731*** (0,1366)	0,568*** (0,1279)
A*A	-0,162* (0,0795)	-0,169 (0,1244)	-0,045 (0,116)	-0,052 (0,0744)	-0,135 (0,1021)	-0,260* (0,1021)
A*L	0,080 (0,0686)	0,121 (0,1314)	0,008 (0,1131)	0,006 (0,0781)	0,086 (0,1082)	0,114 (0,0973)
A*I	0,191*** (0,0215)	0,342*** (0,0336)	0,213*** (0,0475)	0,128*** (0,0277)	0,129*** (0,0305)	0,140*** (0,042)
A*K	-0,116*** (0,0206)	-0,248*** (0,0384)	-0,149*** (0,0262)	-0,106*** (0,0281)	-0,130*** (0,0329)	-0,107** (0,0356)
L*L	0,129# (0,0668)	-0,022 (0,1484)	0,107 (0,1194)	0,163# (0,0898)	0,132 (0,1254)	0,222# (0,115)
L*I	-0,164*** (0,0201)	-0,192*** (0,0368)	-0,148** (0,0455)	-0,126*** (0,0285)	-0,155*** (0,0304)	-0,180*** (0,0439)
L*K	0,029 (0,0193)	0,102** (0,0388)	0,047# (0,0262)	0,031 (0,0279)	0,047 (0,0307)	0,021 (0,0383)
I*I	0,041*** (0,0081)	-0,146*** (0,0165)	-0,014 (0,033)	0,132*** (0,0153)	0,192*** (0,013)	0,208*** (0,0227)
I*K	-0,059*** (0,0068)	0,020 (0,017)	-0,033# (0,0185)	-0,090*** (0,0146)	-0,136*** (0,0127)	-0,138*** (0,0174)
K*K	0,139*** (0,0088)	0,094*** (0,0247)	0,125*** (0,0155)	0,141*** (0,0185)	0,209*** (0,0191)	0,222*** (0,0227)
R	-0,025* (0,0107)	-0,080*** (0,0124)	-0,0320** (0,0099)	-0,025** (0,0089)	-0,017 (0,0134)	-0,010 (0,0213)
C	-0,340*** (0,0898)	-0,166# (0,0981)	-0,234** (0,0842)	-0,208*** (0,0542)	-0,239** (0,0901)	-0,013 (0,1459)
R^2 & R^1	0,8113	0,3505	0,3542	0,3611	0,3994	0,4657

Códigos para significância: (***) 0,1%, (**) 1%, (*) 5%, (#) 10% e () >10%.

R^1 refere-se ao pseudo- R^2 demonstrado em 1.14.

Valores entre parenteses são os desvios padrões de cada variável.

Tabela 15 – Resultado das Regressões para a classe 500he ou mais

Variável	MQO	Q(0,1)	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(0,9)
Intercepto	5,328*** (0,9679)	0,180 (1,1174)	2,231# (1,2255)	3,723*** (0,8256)	6,678*** (0,9591)	7,951*** (1,7633)
A	-0,445# (0,244)	0,373 (0,282)	0,176 (0,3721)	-0,114 (0,2347)	-0,685* (0,2881)	-1,386* (0,5647)
L	0,536** (0,1924)	-0,277 (0,264)	0,189 (0,2789)	0,269 (0,2261)	0,828*** (0,1876)	1,496** (0,5143)
I	0,433*** (0,0816)	0,606 (0,1556)	0,538*** (0,1621)	0,321** (0,0988)	0,273* (0,1234)	0,574* (0,2396)
K	0,370*** (0,0895)	0,234*** (0,1525)	0,119 (0,1373)	0,454*** (0,102)	0,461*** (0,1115)	0,299 (0,2133)
A*A	0,138*** (0,0364)	-0,054 (0,0531)	0,002 (0,0678)	0,074# (0,0433)	0,194*** (0,0561)	0,371* (0,1197)
A*L	-0,130*** (0,0308)	0,0653 (0,0582)	-0,034 (0,052)	-0,066 (0,0458)	-0,209*** (0,0358)	-0,353* (0,1217)
A*I	0,018 (0,0131)	0,052# (0,0271)	0,005 (0,0299)	0,014 (0,0187)	0,005 (0,0254)	-0,059 (0,0511)
A*K	-0,052*** (0,0139)	-0,041 (0,0253)	0,004 (0,0239)	-0,054** (0,0182)	-0,053** (0,0205)	-0,040 (0,0427)
L*L	0,162*** (0,0383)	0,001 (0,0871)	0,099# (0,0565)	0,114# (0,0657)	0,258*** (0,0368)	0,349* (0,1522)
L*I	-0,034* (0,0154)	-0,067* (0,0312)	-0,043 (0,027)	-0,057** (0,022)	0,002 (0,0206)	0,037 (0,053)
L*K	0,049** (0,0154)	0,023 (0,0279)	0,015 (0,0243)	0,050* (0,0228)	0,024 (0,0203)	0,031 (0,048)
I*I	0,060*** (0,0088)	-0,048* (0,0211)	0,073*** (0,019)	0,114*** (0,0117)	0,121*** (0,0168)	0,166*** (0,0271)
I*K	-0,043*** (0,0067)	0,0196 (0,0131)	-0,04** (0,0138)	-0,054*** (0,0099)	-0,079*** (0,0116)	-0,101*** (0,0213)
K*K	0,062*** (0,0086)	0,025# (0,0131)	0,034# (0,018)	0,062*** (0,0132)	0,102*** (0,0151)	0,117*** (0,0235)
R	-0,088*** (0,0191)	-0,148*** (0,0279)	-0,082*** (0,0149)	-0,046** (0,0166)	-0,043* (0,0208)	-0,089** (0,0306)
C	-0,943*** (0,1434)	-0,511*** (0,1443)	-0,701*** (0,1495)	-0,688*** (0,118)	-0,866*** (0,1258)	-0,653** (0,2212)
R^2 & R^1	0,8326	0,3744	0,3588	0,3513	0,3763	0,4348

Códigos para significância: (***) 0,1%, (**) 1%, (*) 5%, (#) 10% e () >10%.

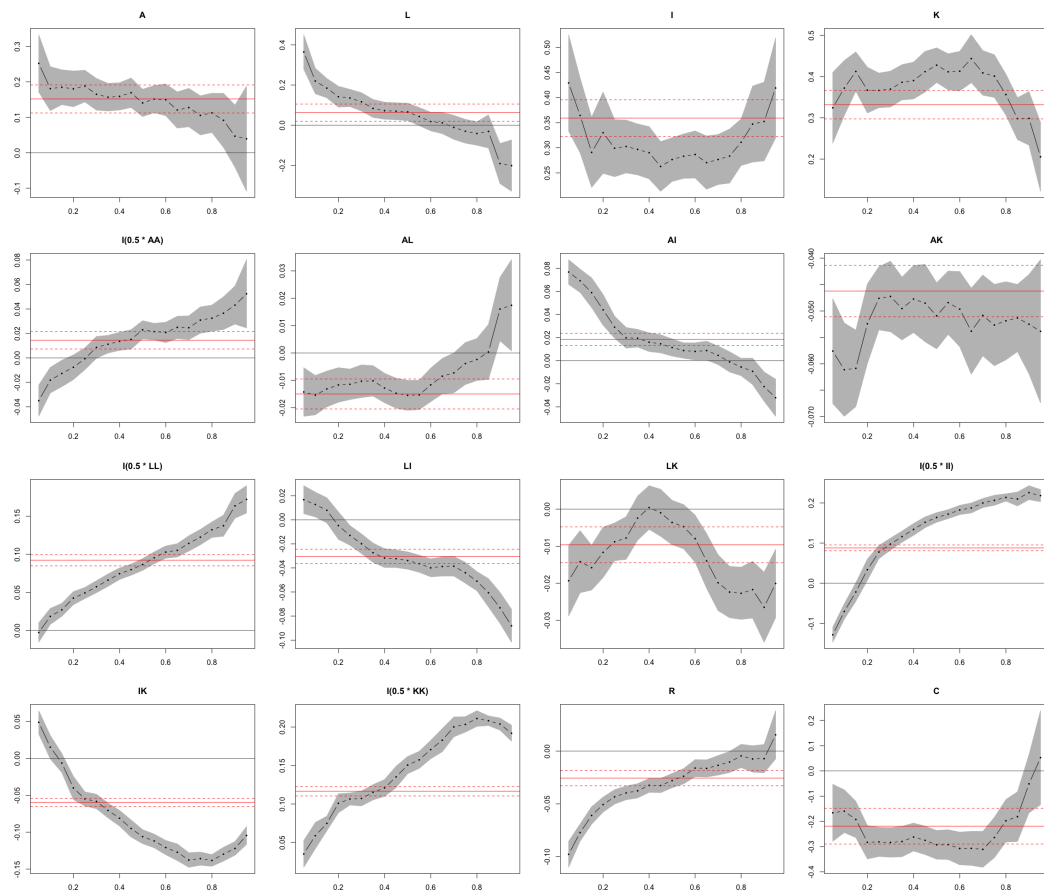
R^1 refere-se ao pseudo- R^2 demonstrado em 1.14.

Valores entre parenteses são os desvios padrões de cada variável.

APÊNDICE C – Análise Gráfica

Para verificar a diferença entre a equação translog estimada via MQO e via RQ é proposto a visualização da figura 2.

Figura 2 – Betas Quantílicos contra MQO



Os gráficos abaixo revelam os betas para cada um dos 20 quantis entre 5% e 95%, a linha vermelha representa o valor dos betas para uma regressão MQO, com as linhas pontilhadas representando o intervalo de confiança de 90% de um dado beta e a área cinza o mesmo para os betas quantílicos. As variáveis estão nomeadas de tal forma que (A, L, I, K, R, C) são respectivamente: área total, trabalho familiar, insumos comprados, capital fixo, precipitação no ano e temperatura média no ano. Outras variáveis são de interação, todas em logaritmo natural.

Ao assumir normalidade dos dados pressupõe-se que a maioria dos pontos da regressão quantílica se encontram dentro da banda de linhas pontilhadas. É facilmente verificado que tal afirmativa não é verdadeira. O teste proposto em 1.16 pode ser usado para chegarmos as mesmas conclusões.

As tabelas para cada regressão por classe estão a seguir:

Figura 3 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 0 a 5he

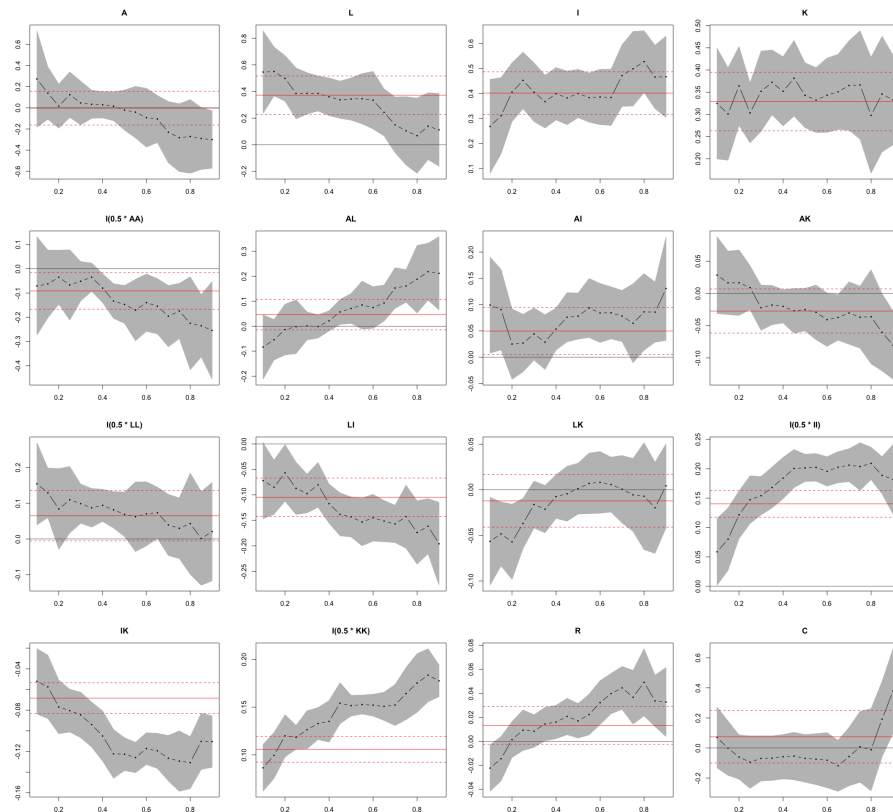


Figura 4 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 5 a 20he

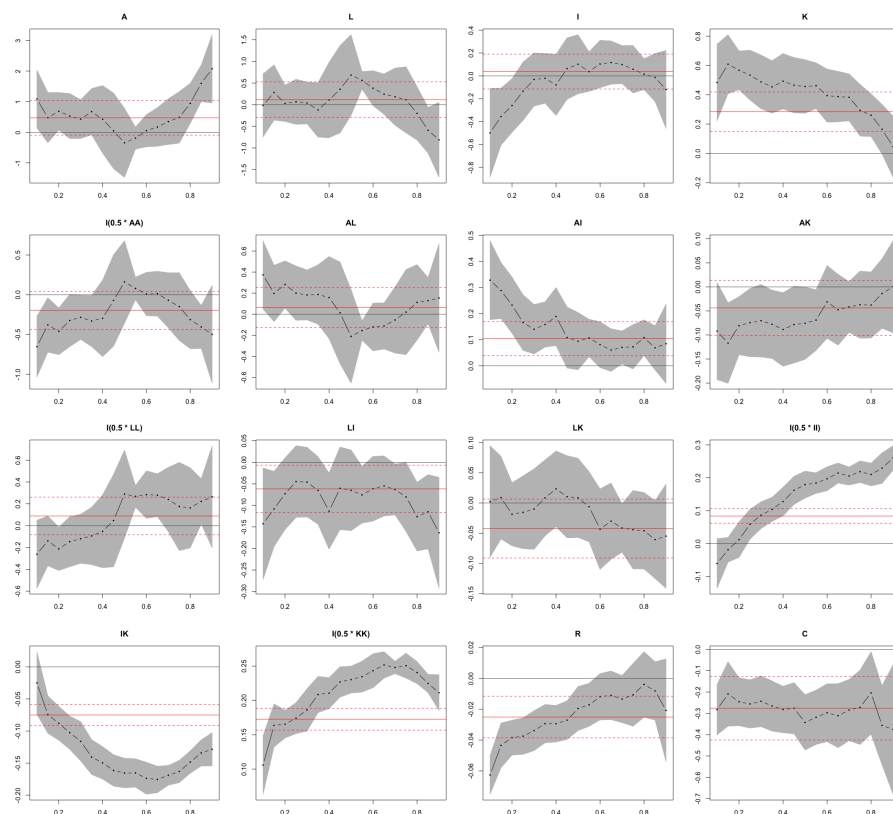


Figura 5 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 20 a 100he

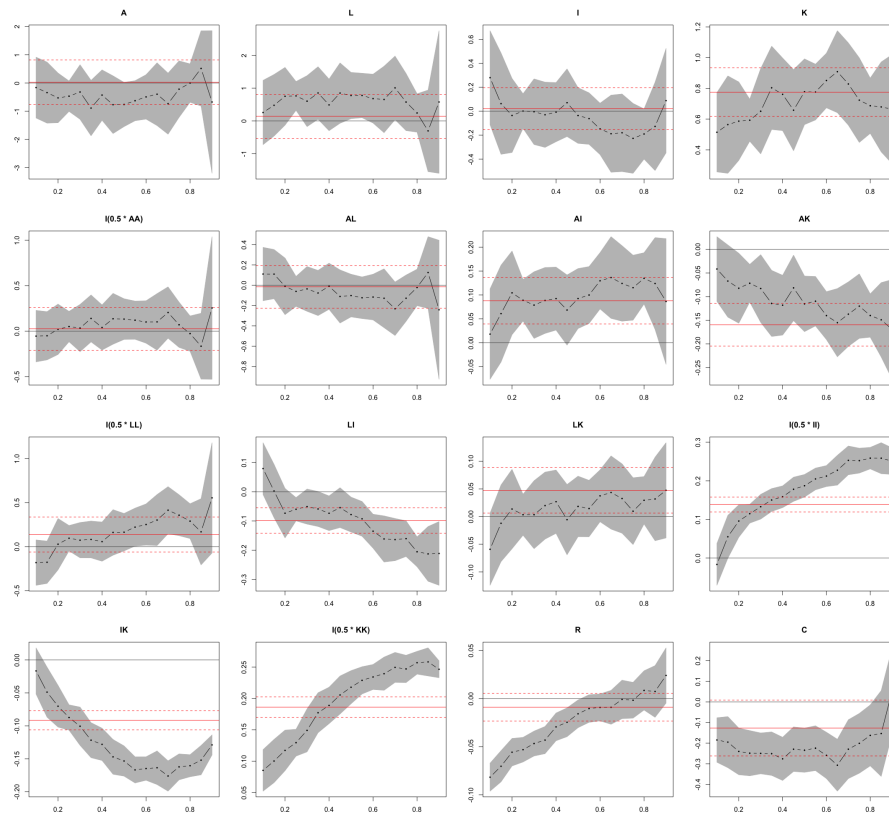


Figura 6 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 100 a 500he

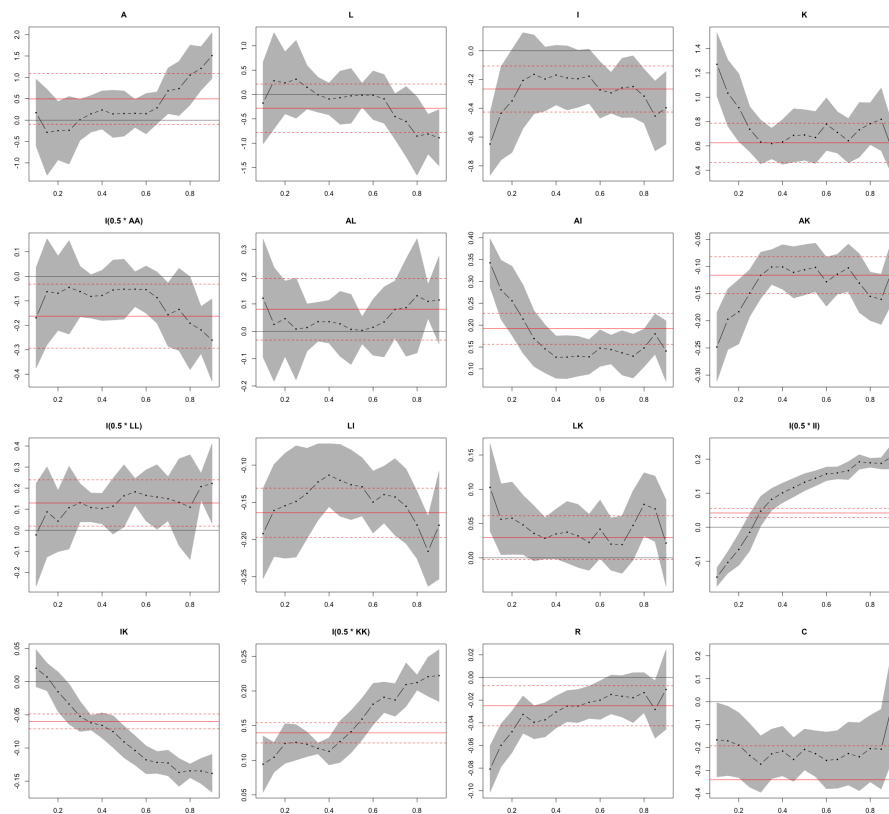


Figura 7 – Betas Quantílicos contra MQO – Classe 500he ou mais

